
ABERTURA COMERCIAL E A DISPARIDADE DE RENDA NOS ESTADOS BRASILEIROS

Trade openness and income inequality in the brazilian states

Gilberto Joaquim Fraga

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP). Professor Adjunto do Departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá (UEM). Av. Colombo, 5790, CEP: 87.020-900, Maringá/PR. gjfraga@uem.br

Marina Silva da Cunha

Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP). Professora Associada do departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá (UEM). mscunha@uem.br

Resumo: este trabalho visa analisar a relação entre abertura comercial e desigualdade de renda nos estados brasileiros, no período entre 1995 e 2007. Para alcançar os objetivos é utilizado o procedimento de dados em painel dinâmico. Os resultados revelam a existência de uma considerável inércia na desigualdade de renda e que a abertura comercial contribui para reduzir a desigualdade da renda, tanto no curto quanto no longo prazo. Isso sugere que a integração dos estados ao comércio mundial contribui para a redução do nível da desigualdade.

Palavras-chave: exportações, desigualdade, painel dinâmico.

Abstract: this paper aims to examine the relationship between trade openness and income inequality in the brazilian states from 1995 through 2007. Our empirical analysis is implemented by running a regression of dynamic panel data. Our findings are consistent and indicate that there is considerable inertia in inequality and trade openness reduces income inequality in both the short and long term. This suggests that states with higher levels of integration into world trade, on average, can achieve reduction in the level of income inequality.

Keywords: exports, inequality, dynamic panel.

JEL: F15, O15.

1 Introdução

Nos últimos anos, a relação entre integração comercial e nível de renda nos países é uma questão que tem chamado a atenção, tanto de pesquisadores acadêmicos, quanto de formuladores de políticas. Esse fato se deve, em parte, ao aumento da liberalização comercial de muitos países nas duas últimas décadas do século XX. Alguns pesquisadores [p.e., Frankel e Romer (1999); Chang et al. (2009)] apontam que existe uma relação positiva entre abertura comercial e nível de renda. No entanto, outros autores [ver Rodríguez e Rodrik (2000)] argumentam que essa relação nem sempre é mantida. Nessa discussão, outras linhas de pesquisas buscaram entender se a abertura comercial é importante não para aumentar o nível de renda absoluta dos países, mas a sua importância para um aumento de renda dos países de forma mais equânime [ver, Reuveny e Li (2003); Meschi e Vivarelli (2009); Rodríguez-Pose (2012)].

Nesse contexto, outra questão que é pouco explorada pela literatura se coloca: como a abertura comercial afeta a desigualdade de renda dentro dos países? A teoria tradicional – modelo Heckscher-Ohlin

e a sua extensão com Stolper-Samuelson – nos ensina que um aumento no nível de abertura comercial dos países deve aumentar a desigualdade nos países desenvolvidos e diminuir nos países em desenvolvimento. Tal fato se deve porque os países desenvolvidos têm trabalho qualificado abundante, portanto deverá aumentar a exportação de produtos do setor intensivo em mão de obra qualificada e a importação de produtos do setor intensivo em trabalho pouco qualificado. Isto amplia a dispersão dos rendimentos nos países desenvolvidos, porque a renda dos setores de maior qualificação aumenta em resposta ao crescimento da demanda e a renda do outro setor diminui porque o país passa a importar produtos intensivos em baixa qualificação dos países abundantes em trabalho não qualificado, neste caso os países não desenvolvidos. Como os países não desenvolvidos produzem bens intensivos em baixa qualificação, eles passam a exportar mais deste setor e a respectiva renda aumenta; por outro lado, os rendimentos dos setores intensivos em trabalho qualificado diminuem porque o país passa a importar bens intensivos em qualificação dos países desenvolvidos. Assim, tem-se uma queda na desigualdade da renda.

No período recente, é possível observar que o nível da desigualdade de renda no Brasil tem se atenua

do [ver Barros et al. (2007)]. No entanto, essa redução observada em nível agregado não é homogênea entre os estados brasileiros. O Brasil possui dimensões continentais e suas unidades federativas são heterogêneas. Desta forma, para uma boa compreensão sobre a dinâmica da desigualdade de renda brasileira, deve-se considerar as características dos estados.

Em geral, os estudos brasileiros sobre esta questão buscam verificar os efeitos da liberalização comercial sobre a desigualdade salarial [ver, Green et al. (2001), Arbache et al. (2004), Menezes-Filho et al. (2006)], controlando níveis de qualificação e/ou setores da indústria e, também, diferenciando entre rural e urbano [p.e., Castilho et al. (2012)]. O entendimento sobre alguns determinantes da desigualdade de renda nos estados ainda não é claro; poucos estudos, como Silveira Neto e Azzoni (2004), por exemplo, exploram essa questão, levando em consideração as especificidades dos estados (ou regiões) brasileiros.

Neste cenário, o objetivo desta pesquisa é analisar a relação entre abertura comercial dos estados brasileiros e seus respectivos níveis de desigualdade de renda, levando em consideração o nível de qualificação, estrutura produtiva (PIB setorial) e amenidades (efeitos fixos) dos mesmos. Portanto, essa pesquisa não tem pretensão de explicar toda variação na desigualdade nos estados brasileiros, mas, sim, contribuir para o debate apresentando evidências da relação entre abertura comercial e desigualdade.

Sumariamente, este trabalho busca contribuir de duas formas. Inicialmente, especifica um modelo empírico que leva em consideração a inércia temporal da desigualdade de renda e a estrutura produtiva dos estados. Além disso, realiza estimativas através do procedimento econométrico de dados em painel dinâmico que permite estimar efeitos de curto prazo e o ajuste de longo prazo. Salienta-se que, usualmente, na literatura empírica sobre o tema são realizadas estimativas estáticas e esse procedimento não permite controlar adequadamente a potencial inércia da desigualdade da renda nos estados.

Este trabalho está organizado em seis seções, além dessa introdução. Na seção dois, faz-se uma revisão da literatura sobre o tema; na terceira seção, são descritos os dados e o procedimento econométrico empregado e o modelo empírico; posteriormente, na seção quatro, são apresentados os resultados e sua análise. Por fim, na última seção, são feitas as considerações finais.

2. Literatura relacionada

Com o aumento da integração comercial, a relação entre comércio internacional e desigualdade de renda se tornou fonte de contínuos estudos e debates nas diferentes perspectivas [ver, Harrison *et al.*, (2011)] e nos diversos ambientes acadêmicos e não acadêmicos. Apesar de essa literatura apresentar uma variedade de trabalhos empíricos que analisam a relação entre integração comercial e desigualdade de renda, estes são, em geral estudos para grupos de países, o que deixa uma lacuna quanto ao entendimento da dinâmica sobre essa relação dentro dos países. A literatura empírica indica uma falta de consenso sobre essa relação. Enquanto alguns estudos apontam que um maior nível de integração comercial pode gerar uma diminuição na desigualdade de renda, outros apontam no sentido contrário. Nissanke e Thorbecke (2010) ressaltam que o efeito da globalização sobre os países em desenvolvimento não é homogêneo.

Savvides (1998) analisou a relação entre proteção comercial e desigualdade de renda, considerando uma amostra de 41 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, no período entre 1978 e 1994. Os resultados encontrados pelo autor indicam que maior nível de abertura aumenta a desigualdade de renda nos países em desenvolvimento. Nessa mesma linha, Zhang e Zhang (2003) verificaram a relação entre globalização e desigualdade de renda na China. Os autores realizaram estimativas com dados de 28 províncias chinesas, organizados em painel, e encontraram que o aumento da globalização através de abertura comercial e do investimento estrangeiro direto tem contribuído para elevar a desigualdade da renda. Esses resultados são corroborados por Meschi e Vivarelli (2009). Esses autores analisaram a relação entre o comércio internacional de 65 países em desenvolvimento com países de média/alta renda e desigualdade de renda. Eles concluíram que o comércio internacional não contribuiu para queda da desigualdade de renda no período estudado (1980-1999).

Reuveny e Li (2003) avançam em relação aos trabalhos anteriores ao utilizar uma especificação empírica que leva em consideração a questão da persistência temporal da desigualdade. Os resultados dos autores mostram que o aumento no nível de abertura comercial é estatisticamente significativo para reduzir a desigualdade de renda, tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento. Para checar a sensibilidade dos resultados, foram realizadas estimativas com sub-amostras e diferentes especificações do modelo, constatou-se que os coeficientes são estatisticamente similares aos primeiros resultados encontrados em mais de 80% das estimativas.

A partir de um índice de composição comercial entre os setores primário e de manufaturado, Rodríguez-Pose e Gill (2006) buscaram verificar uma possível existência de causalidade entre a abertura comercial (indicador de composição do comércio) e disparidade de renda de oito países¹, em diferentes intervalos de tempo entre 1970 e 2000. Eles concluem que a composição das exportações, evolução da parcela das exportações agrícolas ou manufatura em relação ao total pode influenciar a desigualdade. Quando o comércio externo muda do setor primário para o setor de manufaturados, as disparidades tendem a aumentar e esse impacto é mais forte nos países sem desenvolvimento. Em estudo recente, Rodríguez-Pose (2012) analisa novamente a relação entre abertura e desigualdade, considerando 28 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, no período entre 1975 e 2005. Foram realizadas estimativas estáticas (FE) e dinâmicas (GMM), que considera a questão da inércia temporal da desigualdade. Também foram estimados coeficientes de curto e longo prazos. Em suma, os resultados do autor mostram que a abertura tem uma relação com a desigualdade de renda, ademais esse efeito é mais forte para os países em desenvolvimento.

Bergh e Nilsson (2010) utilizaram dois indicadores de abertura – índice de globalização e índice de liberdade econômica – para constatar alguma relação entre abertura e desigualdade de renda para uma amostra de 80 países, no período de 1970 a 2005. Os autores realizaram várias estimativas através do procedimento GMM para controlar a potencial endogeneidade. Os resultados mostram que, na maioria das especificações testadas, a relação entre os indicadores de abertura e desigualdade de renda é positiva.

Visando entender a relação entre abertura comercial e desigualdade dos estados/regiões dentro de países específicos, alguns autores realizaram novas estimativas a partir de dados *cross-state*. Krishna e Sethupathy (2010) estudaram como as reformas econômicas, que ampliaram a abertura comercial na Índia, afetaram a desigualdade de renda. Para alcançar os objetivos, foram utilizados dados dos estados e três subperíodos de tempo. Constataram que a evolução da desigualdade não foi monotônica no período considerado (1988-2005), sendo que a desigualdade caiu somente nos períodos (1988-1994 e 2000-2005). Os autores concluem que não foi possível constatar uma relação entre a desigualdade daqueles estados e a abertura comercial, mensurada pela proteção tarifária. Nessa mesma linha, Castilho et al. (2012) verificam uma possível relação entre liberalização comercial, desigualdade de renda e pobreza a partir dos dados dos estados brasileiros, no período 1987-2005. Para alcançar os resultados,

foram realizadas várias estimativas através do procedimento de dados em painel estático, que considerou os efeitos fixos, mas não levou em consideração a questão de uma possível inércia temporal da desigualdade. A conclusão do trabalho aponta que a desigualdade e a pobreza se relacionam negativamente com o aumento de abertura, através de uma exposição maior das exportações.

3. Dados e procedimento econométrico

3.1 Dados

Os dados utilizados nesta pesquisa se referem aos 26 estados brasileiros no período de 1995 a 2007, totalizando 338 observações². As variáveis referentes ao comércio internacional foram obtidas junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC).

As demais variáveis foram obtidas junto ao IPEADATA³. A abertura comercial, *ac*, é representada por três indicadores: 1) razão entre a soma das exportações (*X*) mais as importações (*M*) dividido pelo produto interno bruto (PIB) dos respectivos estados ($(X_i + M_i)/PIB_i$); 2) coeficiente das exportações industrializadas – exportações industrializadas dividido pelo PIB (X_{ind}/PIB) do respectivo estado, *xind*; 3) coeficiente das exportações de produtos básicos – exportações básicas dividido pelo PIB ($X_{básico}/PIB$) do respectivo estado, *xbasic*.

Para mensurar a desigualdade de renda são considerados os Índices de Gini, *gini*, e o T de Theil, *theil*, para cada estado. Essas medidas são calculadas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), considerando o rendimento domiciliar *per capita*⁴. Outra variável obtida a partir da PNAD é o capital humano, *h*, definido como a escolaridade média da população com 25 ou mais anos de idade⁵.

Por fim, para representar a estrutura produtiva (*ep*) de cada estado, também são utilizadas as participações no produto interno bruto, em porcentagem, dos setores industrial (*pibind*), serviços (*pibserv*) e agropecuário (*pibagro*).

¹ Os países são: Estados Unidos, Alemanha, Itália, Espanha, China, Índia, México e Brasil.

² O Distrito Federal não faz parte das estimativas devido à particularidade da sua estrutura econômica.

³ www.ipeadata.gov.br.

⁴ O índice de Gini a partir da renda domiciliar *per capita* segue o padrão da literatura apresentada na seção 2, por exemplo, Rodríguez-Pose (2012).

⁵ Na há disponibilidade da variável capital humano no ano de 2000 porque não houve Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Portanto, foi feita uma interpolação para este ano.

3.2 Métodos

Para alcançar os objetivos empíricos do trabalho é empregado o procedimento econométrico de dados em painel dinâmico, conforme sugerido por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Essa especificação é caracterizada pela presença de um *lag* da variável dependente entre as variáveis independentes. Assume-se a seguinte expressão para o modelo dinâmico:

$$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \sum_{j=1}^k \beta X_{it}^j + \mu_i + \eta_{it}$$

$$|\delta| < 1 \quad ; i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Sendo Y_{it} a variável dependente. Nesse caso, desigualdade de renda do estado i no ano t . X_{it} é o conjunto de variáveis explicativas, μ_i é o efeito específico não observável dos estados, sendo $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$ e o termo de erro $\eta_{it} \sim (0, \sigma_\eta^2)$ são independentes e identicamente distribuídos. A preferência por esse método de estimação se justifica por ele, além de corrigir o viés dos efeitos fixos, eliminar a potencial endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos estados com as variáveis independentes (BALTAGI et al., 2009, p. 287). Ao mesmo tempo, esse procedimento elimina o problema de causalidade reversa no modelo estimado.

A estimação da equação (1) pelo método GMM-dif, que elimina os efeitos específicos (μ_i), consiste na seguinte especificação:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \delta(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_{it} - \eta_{it-1}) \quad (2)$$

Nesse modelo, para que tenha ortogonalidade, a seguinte condição de momento se faz necessária:

$$E[Y_{it-2} \times (\eta_{it} - \eta_{it-1})] = 0 \quad \forall t = 3, \dots, T \quad (3)$$

$$E[X_{it-2} \times (\eta_{it} - \eta_{it-1})] = 0 \quad \forall t = 3, \dots, T \quad (4)$$

Neste caso, Y_{it-2} é um instrumento válido na equação em primeira diferença, uma vez que é fortemente correlacionado com $(Y_{it-1} - Y_{it-2})$ e não é correlacionado com os erros $(\eta_{it} - \eta_{it-1})$. Como o modelo pode ser sobreidentificado, o teste de Sargan deve ser aplicado para verificar a validade dos instrumentos escolhidos. Quanto aos erros, η_{it} , a estimativa GMM-dif produz erros correlacionados de primeira ordem. Arellano e Bond (1991, p. 282) apresentam um teste de hipótese de que não há correlação serial de segunda ordem dos distúrbios da equação de primeira diferença. Nesse teste não se rejeita a hipótese nula de correlação dos erros de primeira ordem (AR1), mas rejeita-se a correlação de ordem superior.

Blundell e Bond (1998), com base em Arellano e Bover (1995), apresentam como sugestão estimar um sistema de equações utilizando GMM *system* (GMM-sys). Nesse sistema, utilizam-se tanto a equação em primeira diferença, conforme apresentado previamente, quanto a equação em nível com as primeiras diferenças das variáveis como potencial instrumento para essa equação. A segunda parte do GMM-sys (regressão em nível) depende das seguintes condições de momento:

$$E[(Y_{it-1} - Y_{it-2}) \times \eta_{it}] = 0 \quad \forall T = 3, \dots, T \quad (5)$$

$$E[(X_{it-1} - X_{it-2}) \times \eta_{it}] = 0 \quad \forall T = 3, \dots, T \quad (6)$$

Por fim, feita essa breve apresentação do procedimento econométrico a ser utilizado, a próxima seção apresenta o modelo empírico adotado.

3.3 Modelo empírico

Apresenta-se nesta seção uma especificação empírica que visa explicar o ritmo da desigualdade de renda nos estados brasileiros considerando suas variações entre os estados/regiões. Dado esse objetivo, para implementar essa estratégia, é utilizado um modelo baseado em Rodríguez-Pose (2012). Propõe-se uma equação dinâmica para a desigualdade de renda, incluindo a variável dependente defasada entre as variáveis explicativas, isso porque a desigualdade regional/estadual é um fenômeno que possui inércia temporal [ver, Reuveny e Li (2003); Rodríguez-Pose (2012)]. Assim, os efeitos da abertura comercial e das demais variáveis de interesse sobre a desigualdade no estado i são representados através da seguinte equação:

$$gini_{it} = \alpha + \delta gini_{it-1} + \beta_1 h_{it} + \beta_2 ep_{it} + \beta_3 ac_{it} + \beta_4 (ac_{it} \times ep_{it}) + u_{it} \quad (7)$$

u_{it} é um termo de erro que contém efeito fixo do estado e tempo:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \eta_{it}$$

sendo μ_i o efeito específico do estado (efeito fixo), λ_t efeito tempo e η_{it} o termo de erro *iid* com média zero e σ_η^2 .

A equação (7) postula que a desigualdade é influenciada pela abertura comercial, estrutura produtiva da economia – representada pela participação do PIB setorial no PIB total, nível de qualificação, o passado histórico da desigualdade, que é resumido pelo *lag* da variável dependente, e os efeitos fixos dos estados: condições geográficas, clima e fatores culturais. O parâmetro δ situa-se no intervalo $0 \leq \delta \leq 1$. Se δ é zero não existe inércia e o ajustamento entre mudanças nos determinantes teóricos (matriz de variáveis explicativas) e as mudanças na desigualdade são rápidas. Nesse caso, a relação é estática. Quando δ é menor que 1, conforme Rodríguez-Pose (2012), torna-se necessário controlar os ajustamentos parciais através do modelo dinâmico.

O termo de interação entre abertura comercial e estrutura produtiva da economia permitirá uma análise simultânea da variação no grau de abertura da economia condicionada a sua estrutura produtiva. Na margem, o efeito total da abertura comercial pode ser calculado através das derivadas parciais da desigualdade

com respeito à variável de abertura:⁶ $1 - \delta$

$$\frac{\partial gini}{\partial ac} = \beta_3 + \beta_4 ep_{it} \quad (8)$$

Espera-se que β_3 apresente sinal negativo, ou seja, um aumento no grau de integração comercial dos estados poderá, em média, contribuir para diminuição na desigualdade de renda dos respectivos estados. Se β_3 e β_4 são negativos, isto implica que aumentos na

abertura comercial e no PIB do setor i em relação ao PIB total podem contribuir para a diminuição da desigualdade.

Por exemplo, quando ambos os sinais dos coeficientes são negativos e ep , a participação do setor de serviços no PIB total (*pibserv*) de determinado estado, pode-se afirmar que a variação positiva na abertura comercial, com um simultâneo aumento da participação do *pibserv* no total de determinado estado, vai contribuir para uma queda na desigualdade no respectivo estado.

Portanto os estados podem fomentar o crescimento do PIB serviços na composição do PIB total como uma alternativa para reduzir o coeficiente de Gini. A interpretação da análise simultânea da variável de abertura e os demais setores da estrutura produtiva dos estados segue o mesmo raciocínio. Quanto ao nível médio de escolaridade (h), espera-se que um aumento na qualificação da força de trabalho contribuirá para redução na desigualdade.

3.4 Análise descritiva preliminar

Na tabela 1 estão algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na pesquisa, para o período 1995 - 2007. Inicialmente, verifica-se que há diferenças significativas nos valores desses indicadores nas unidades da federação.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis, no período 1995-2007

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>gini</i>	0,5650	0,0372	0,43	0,66
<i>theil</i>	0,6598	0,1180	0,34	1,00
$(X + M)/PIB$	13,7115	11,7992	0,16	54,47
<i>xind</i>	4,6750	4,1742	0,00	16,50
<i>xbásic</i>	2,9476	3,8231	0,00	19,64
<i>pibind</i>	25,7747	9,7691	6,21	60,34
<i>pibserv</i>	54,9182	9,9505	28,92	84,46
<i>pibagro</i>	10,1675	6,4003	0,33	31,55
<i>h</i>	5,5652	1,0547	3,21	8,13

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC; IPEADATA.

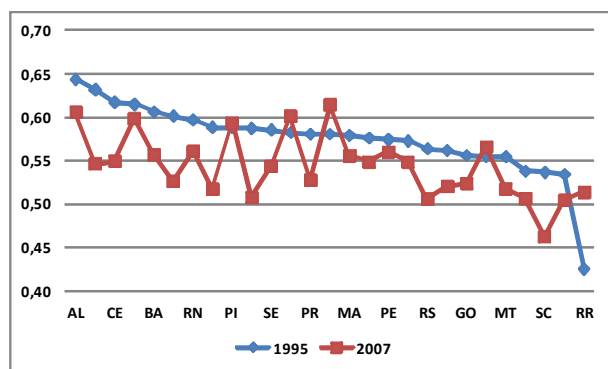
Como exemplo, o Índice de Gini, com valor médio de 0,565, varia entre 0,43 e 0,66. Apesar de o Brasil ser uma das maiores economias do mundo, con-

⁶ Conforme Baltagi *et al.* (2009), quanto à interpretação dos coeficientes estimados na presença do *lag* da variável dependente, vale ressaltar que todos os coeficientes betas estimados representam efeitos de curto prazo. Para obter os efeitos de longo prazo, deve-se dividir os coeficientes estimados por $1 - \delta$, o coeficiente do *lag* da variável dependente.

siderando o seu produto interno bruto, a evolução da sua distribuição de renda passou por sensíveis mudanças sem, contudo, retirá-lo do rol daqueles países com os piores índices de desigualdade na distribuição de sua riqueza. Conforme informações do Banco Mundial (World Bank, 2012), o Brasil produziu US\$ 2,476 trilhões em 2011, sendo classificado como a sexta economia do mundo. Ademais, o valor médio do seu Índice de Gini, para o período de 2000 até 2010, foi menor que apenas nove dos países analisados no Relatório de Desenvolvimento Humano do PNUD (2010)⁷.

Na última década, diversos estudos têm indicado redução da desigualdade no Brasil [Barros *et al.* (2007) e Hoffmann (2007)], mas ainda há uma disparidade significativa no seu nível entre as unidades da federação. Como pode ser observado na Figura 1, no início do período estudado, enquanto o Estado de Roraima (0,425) tinha a menor desigualdade na distribuição da renda, o estado de Alagoas (0,643) apresentava o maior nível. Em 2007, Santa Catarina (0,463) e, novamente, Alagoas (0,605), situaram nas posições extremas. Contudo, apesar dessa diferença regional, essas informações sugerem queda dessas disparidades de renda, o que fica evidente pela redução da desigualdade nos estados com os maiores índices.

Figura 1 - Coeficiente de Gini dos estados brasileiros, 1995 e 2007

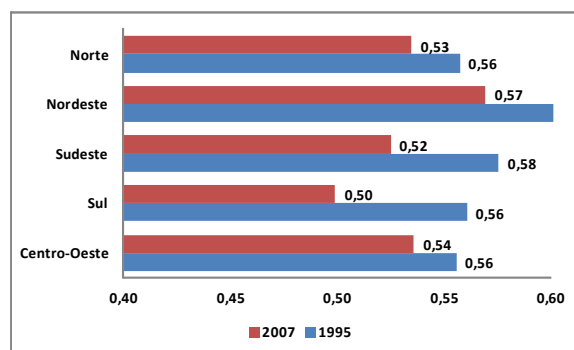


Fonte: IPEADATA (2012).

A queda na desigualdade também pode ser observada nas cinco grandes regiões do País, conforme a Figura 2, com a média do Índice de Gini, em 1995 e 2007. A Região Nordeste se destaca no período, com o maior nível de desigualdade nos dois anos. Na Região Norte também se observa queda modesta da desigual-

dade, justificada pelo seu crescimento econômico e urbanização.

Figura 2 - Coeficiente de Gini nas regiões brasileiras, 1995 e 2007.



Fonte: IPEADATA (2012).

Com relação à abertura comercial, no Brasil, esse processo teve início a partir do final da década de 1980 e foi acompanhado por maior flexibilização no mercado de trabalho e por reformas no setor financeiro⁸. Com relação aos estados, o nível de abertura comercial também apresenta grande diversidade, como pode ser observado pelos indicadores da tabela 1⁹. Por fim, a estrutura produtiva nos estados brasileiros também é bem diversificada, embora se note que o setor de serviços tem, em média, a maior participação, seguido pela indústria e agropecuária¹⁰.

4. Estimativas e análises

A tabela 2 apresenta os resultados das regressões, utilizando três diferentes indicadores de abertura comercial. Nas regressões (1-3), a variável que representa o grau de abertura comercial do estado i é a razão entre volume de comércio e PIB do respectivo estado. Inicialmente, foi realizado o teste de Hausman para verificar se os efeitos fixos realmente devem ser consi-

⁸ Em 1988 e 1989, foram diminuídas as tarifas mais excessivas e cancelados alguns regimes especiais. A partir de 1990, de forma gradual, as barreiras não tarifárias e todos os regimes especiais, com exceção dos da Zona Franca de Manaus e da indústria de computadores, foram extintos.

⁹ Destaca-se que nas estimações foi aplicado logaritmo em algumas variáveis independentes, como no caso dos três indicadores de abertura comercial. Visto que em alguns estados há valores iguais a zero, foram perdidas algumas observações, resultando num painel não balanceado.

¹⁰ Destaca-se que a soma da participação percentual desses três setores analisados não compreende o total do PIB estadual, uma vez que não foi incluído, por exemplo, o PIB dos serviços domésticos e do serviço de transporte.

⁷ Os países com níveis de desigualdade maiores que o Brasil (55,0) foram: Namíbia (74,3), Comores (64,3), Botsuana (61,0), Belize (59,6), Haiti (59,5), Angola (58,6), Colômbia (58,5), África do Sul (57,8) e Honduras (55,3).

derados. De acordo com a estatística (c^2), os efeitos fixos devem ser considerados. Para estas estimativas foram utilizados como instrumentos os *lags* das variáveis que representam a abertura comercial, a estrutura produtiva em dois períodos e a variável dependente, defasada em quatro períodos.

Quanto à estimativa relacionada ao Índice de Gini defasado, observa-se que o mesmo é estatisticamente significativo em todas as regressões, portanto, confirmando a importância de se considerar o efeito inércia (persistência) temporal da desigualdade de renda dos estados (δ_i), conforme apontam Reuny e Li (2003); Rodríguez-Pose (2012).

Inicialmente, verifica-se que a estimativa do parâmetro para o indicador de abertura comercial ($X+M / PIB$) foi negativo, conforme o esperado para o caso de país em desenvolvimento. No entanto, a regressão (1), quando se utiliza a variável de interação ($ac \times ep$) da abertura¹¹ com a participação do PIB agropecuário ($ac \times pibagro$), observa-se que o coeficiente não é estatisticamente significativo e o efeito marginal é economicamente muito pequeno. Através dessas primeiras estimativas (2-3), observa-se que abertura comercial pode contribuir para redução na desigualdade. A interação da abertura com o PIB serviços ($ac \times pibserv$) é a única que apresentou sinal negativo (regressões 3, 6 e 9) e é estatisticamente significativo em duas estimativas. Isso mostra que estados comercialmente mais integrados ao mundo e com maior participação do setor de serviços no PIB total tendem a conquistar maiores reduções na desigualdade. Verifica-se também, conforme o esperado, que o efeito total da abertura comercial, definido na equação (8), também é negativo para as estimações com coeficientes estatisticamente significativos.

A variável capital humano apresenta o sinal esperado e é estatisticamente significativa em todas as estimativas, indicando que, à medida que a escolaridade média da população dos estados aumenta, em média, a desigualdade deve reduzir.

Isso porque ocorre uma redução da fração de trabalhadores com baixa qualificação – tornando esse fator mais caro, e um concomitantemente aumento da oferta de trabalhadores qualificados pressionando para baixo o custo do fator trabalho qualificado.

Quanto ao efeito da estrutura produtiva sobre a desigualdade, é possível observar que, considerando o curto prazo, mudanças na estrutura produtiva da economia dos estados não parecem ser relevantes para reduzir a desigualdade, uma vez que as estimativas não foram estatisticamente significativas, com apenas uma exceção. No caso da especificação (6), verifica-se que há um efeito significativo e positivo do setor industrial sobre a desigualdade, que pode estar associado ao fato deste setor apresentar os maiores níveis salariais e, portanto, sua expansão pode gerar aumento na desigualdade conforme indicado pela teoria. Esse aumento na desigualdade, em parte, seria porque o setor industrial não só remunera melhor, mas também, porque aumenta a demanda por trabalhadores que possuem maior nível de qualificação, propiciando aumento na remuneração dos indivíduos que já eram mais bem remunerados, ampliando a desigualdade ainda mais¹².

Nas estimativas que utilizaram o coeficiente das exportações industrializadas como indicador de abertura comercial, na especificação (6) que considera o termo de interação com o PIB do setor serviços, tanto o efeito direto quanto o indireto foram estatisticamente significativos e de acordo com o esperado. Vale salientar que o setor de serviços tem aumentado sua participação no produto e contribuído para pressionar a demanda por mão de obra, favorecendo a redução da desigualdade.

Já a abertura comercial, medida pelo coeficiente das exportações básicas, mostra-se relevante para reduzir a desigualdade em todas as especificações apresentadas (7-9). Esses resultados sugerem que, em média, se os estados aumentarem suas exportações de básicos como proporção do PIB, a desigualdade tende a cair porque o Brasil é um grande exportador de produtos básicos e ao ampliar a produção/exportação deste setor estará absorvendo mais trabalhadores com baixo nível de qualificação e, potencialmente, gerando aumento na remuneração destes, o que diminui o diferencial de remuneração em relação aos mais qualificados e contribui para reduzir a desigualdade no País. Rodríguez-Pose e Gill (2006) observaram tal tendência para o setor primário, porém na composição das exportações (exportações do setor primário/exportação total). Ou seja, quando se exporta proporcionalmente mais produtos primários em detrimento de manufaturados, a desigualdade deve cair. Quanto ao efeito indireto, termo de interação, observa-se que os coeficientes não são estatisticamente significativos, sinalizando que a abertura comercial medida por esse indicador pode contribuir para a redução da desigualdade, independente da estrutura produtiva do respectivo estado.

¹¹ Para contornar potenciais problemas de multicolinearidade que surgem com o termo de interação, o mesmo utilizado aqui foi ortogonalizado, usando um procedimento de dois passos, conforme descrito por Burrill (2007). Primeiro, o termo de interação foi regredido sobre as variáveis ac e ep . Segundo, o resíduo da regressão no primeiro passo foi usado para representar o termo de interação [ver, Azman-Saine et al.(2010)].

¹² Para discussão sobre o tema, ver Menezes-Filho e Rodrigues (2003) e Ribeiro et al (2011).

Tabela 2 - Abertura comercial e desigualdade de renda. Variável dependente: coeficiente de Gini

Variáveis	Indicador de abertura								
	$(X+M)/PIB$			$xind$			$Xbasic$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$gini_{i-1}$	0,4694* (0,158)	0,4626* (0,147)	0,4556* (0,135)	0,4726* (0,153)	0,4739* (0,146)	0,4662* (0,132)	0,4979* (0,156)	0,4974* (0,157)	0,4893* (0,147)
ac	-0,0050 ^c (0,003)	-0,0044 ^{***} (0,002)	-0,0052* (0,002)	-0,0029 (0,003)	0,0031 (0,002)	-0,0036 ^{**} (0,040)	-0,0040 ^{**} (0,002)	-0,0040 ^{**} (0,002)	-0,0035 ^{**} (0,001)
h	-0,0149 ^{**} (0,007)	-0,0156 ^{**} (0,007)	-0,0178* (0,006)	-0,015 ^{**} (0,007)	-0,0150 ^{**} (0,007)	-0,0171* (0,006)	-0,0130 ^{**} (0,007)	-0,0130 ^{**} (0,007)	-0,0143 ^{**} (0,006)
$pibagro$	-0,0006 (0,009)	0,0017 (0,010)	0,0025 (0,011)	0,0019 (0,009)	0,0030 (0,009)	0,0038 (0,011)	0,0049 (0,011)	0,0048 (0,011)	0,0068 (0,012)
$pibind$	0,0216 (0,015)	0,0295 (0,020)	0,0290 (0,020)	0,0268 (0,017)	0,0314 (0,020)	0,0327 ^{***} (0,019)	0,0250 (0,020)	0,0248 (0,022)	0,0292 (0,023)
$pibserv$	0,0123 (0,034)	0,0335 (0,050)	0,0202 (0,047)	0,0420 (0,039)	0,0499 (0,049)	0,0433 (0,044)	0,0299 (0,045)	0,0296 (0,050)	0,0398 (0,053)
$ac' pibagro$	0,0001 (0,003)			-0,0007 (0,003)			0,0002 (0,002)		
$ac' pibind$		0,0074 (0,007)			0,0061 (0,005)			-0,0006 (0,006)	
$ac' pibserv$			-0,0349 ^{**} (0,015)			-0,0329 ^{**} (0,014)			-0,0163 (0,016)
Constante	0,1720 (0,300)	0,2780 (0,215)	0,2450 (0,282)	0,1252 (0,250)	0,0809 (0,299)	0,1195 (0,265)	0,1511 (0,263)	0,1531 (0,294)	0,1080 (0,302)
AR(2)	0,77	0,76	0,64	0,91	0,91	0,81	0,869	0,871	0,88
Sargan test	0,15	0,14	0,24	0,26	0,25	0,34	0,32	0,32	0,36
$dummy$ tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
n° de instrumentos	98	98	98	98	98	98	98	98	98
N	286	286	286	283	283	283	277	277	277

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: () indica nível de significância de 1%; (**) indica nível de significância de 5%; (***) indica nível de significância inferior a 10%; (ns) não-significante^{b)} os valores entre parênteses são os erros padrão robustos; b) Os valores reportados em AR(2) são os p -values dos testes de autocorrelação dos erros segunda ordem; ^{c)} significativo a 11%. Exceto as variáveis Gini e h, todas estão em Ln.

Conforme observa-se através da tabela 2, a inércia temporal da desigualdade de renda dos estados (δ) exerce um papel que deve ser destacado, sendo seus coeficientes sempre entre 0,45 e 0,50. Isso mostra que quase 50% das variações na desigualdade de renda dos estados brasileiros são oriundas do nível de desigualdade em períodos anteriores. Reuveny e Li (2003) e Rodríguez-Pose (2012) encontraram coeficientes de inércia acima de 0,69 para grupos de países em desenvolvimento – dos quais o Brasil pertence, portanto, uma transição ainda mais lenta que as estimativas apresentadas nesta pesquisa. Os resultados da tabela (2) confirmam que existe uma razoável diferença entre os efeitos de curto e longo prazos das variáveis independentes sobre a desigualdade, dado a velocidade de ajustamento ($1 - \delta$), entre 0,50 e 0,55. Neste caso, constata-se que a desigualdade dos estados não muda radicalmente de um ano para o outro, portanto, estados com maior nível de desigualdade de renda devem demorar mais para reduzirem os índices.

A validade dos resultados apresentados acima está condicionada aos testes de autocorrelação – Arellano-Bond (AR2), e o teste de validade dos instrumentos – Sargan teste. Conforme as estatísticas, os testes mostram que as estimativas são válidas, considerando que os valores encontrados para as estáticas (AR2) e o teste de Sargan estão em conformidade que os níveis convencionais de aceitação.

Para checar se os resultados são consistentes, as diferentes especificações, o índice de Gini dos estados foi substituído pelo índice de desigualdade de Theil. Estimaram-se as regressões 1 a 9 da tabela 3 (em anexo), tendo como variável dependente o índice de Theil. Os resultados mostram que a principal variável de interesse (abertura comercial – *ac*) manteve o sinal esperado, e é estatisticamente significativa na maioria das estimativas.

A velocidade de ajustamento do efeito de variações contemporânea nas variáveis explicativas sobre a desigualdade aumentou, sendo que o coeficiente de inércia (δ) caiu abaixo de 0,27 ante aos valores acima de 0,45 observados para índice de Gini. Tal diminuição no coeficiente de inércia observado para o índice de Theil dos estados brasileiros está em linha com outros estudos empíricos, como Cunha e Vasconcelos (2012). Estes autores mostram que, a partir de 1995, a velocidade de redução no índice de Theil é maior que aquela observada no índice de Gini, tal fenômeno em parte se explica pela construção de tais índices¹³.

Quanto à variável de interação (*ac* × *ep*) – abertura comercial e estrutura produtiva –, somente a interação com o setor agropecuário apresentou sinal negativo e apresentou-se como estatisticamente significativa

nas estimativas. O termo de interação com o setor serviços manteve o sinal esperado. No entanto, não se manteve estatisticamente significativa como as regressões utilizando coeficiente Gini, sendo variável dependente. Considerando esses resultados da interação entre abertura comercial e estrutura produtiva sobre a desigualdade de renda, torna-se difícil de gerar considerações seguras sobre os efeitos marginais.

Desse modo, em geral, os resultados do trabalho sugerem que a abertura comercial tem efeito direto na redução da desigualdade. Há também indícios de efeitos indiretos através do setor de serviços que é mais intensivo em mão de obra, e sua expansão pode contribuir para a redução da desigualdade, notadamente pelo aumento da demanda por mão de obra menos qualificada. Assim, apesar das dimensões continentais do Brasil, os efeitos da abertura comercial, na média, foram importantes para a queda da desigualdade considerando o painel contendo as diversas unidades da federação.

5. Considerações finais

O presente trabalho propôs analisar a relação entre abertura comercial e desigualdade de renda nos estados brasileiros. Além disso, considerou-se o efeito da inércia temporal da desigualdade e se a estrutura produtiva dos estados exerce o papel de ampliar o efeito da abertura sobre a desigualdade nos estados.

Os resultados do trabalho são consistentes com a literatura e apontam que os ajustes na desigualdade diante de choques não são instantâneos, devido ao grau de inércia que existe na desigualdade de renda, principalmente quando considerado o coeficiente de Gini. A abertura comercial tem contribuído para redução da desigualdade de renda nos estados brasileiros. No entanto, os efeitos indiretos (interação com a estrutura produtiva dos estados) não foram relevantes na maioria das estimativas. Portanto, abertura comercial afeta diretamente o nível de desigualdade nos estados e essa relação é consistente a mudanças na especificação.

Esse trabalho, ao verificar empiricamente a relação entre abertura comercial e desigualdade de renda, contribui apresentando elementos adicionais para a discussão acerca do tema no Brasil. Mais precisamente, os resultados sugerem que aumentar o nível de abertura comercial dos estados brasileiros pode gerar benefícios com maior equidade de renda. Por fim, em termos de políticas a serem implementadas, constata-se que ampliar a integração dos estados ao comércio mundial

¹³ A justificativa para essa diferença nas medidas de desigualdade pode ser explicada pela sua sensibilidade. Conforme Hoffmann (1998), o Índice T de Theil é mais sensível a alterações na cauda superior da distribuição de renda, por sua vez, o Índice de Gini é mais sensível a mudanças na moda da distribuição.

estimulando as exportações de produtos básicos, além de investir em qualificação para incrementar o mix de produtos exportados, pode contribuir para redução da desigualdade, seja a curto ou longo prazo.

Referências

- ARBACHE, J. S.; DICKERSON; GREEN, F. Trade liberalization and wages in developing countries. **The Economic Journal**, v. 114, (493): 73-96, 2004.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, v. 58 (2): 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. **Journal of Econometrics**, v. 68 (1): 29-51, 1995.
- AZMAN-SAINI, W. N. W.; BAHARUMSHAH, A. Z.; LAW, S. H. Foreign Direct Investment, Economic Freedom and Economic Growth: international evidence. **Economic Modelling**, v. 27(5): 1079-1089, 2010.
- BALTAGI, B. H.; DEMETRIADES, P. O.; LAW, S. H. Financial development and openness: evidence from panel data. **Journal of Development Economics**, v. 89 (2):285-296, 2009.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. New York: Jhon Willey & Sons, 2005.
- BARROS, R. P; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BERGH, A.; NILSSON, T. Do liberalization and globalization increase income inequality? **European Journal of Political Economy**, v. 26: 488-505, 2010.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**. v. 87 n.1, p.115-143, 1998.
- BURRILL, D. F. **Modeling and Interpreting Interactions in Multiple Regression**. Mimeo. Minitab, 2007. Disponível em (URL): http://www.minitab.com/en-US/uploadedFiles/Shared_Resources/Documents/Articles/interactions_in_multiple_regression.pdf.
- CHANG, R.; KALTANI, L.; LOAYZA, N. V. Openness can be good for growth: the role of policy complementarities. **Journal of Development Economics**, v. 90(1): 33-49, 2009.
- CUNHA, M. S., VASCONCELOS, M. R. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. **Economia Aplicada**, v.16 (1):105-136, 2012.
- FRANKEL, J.; ROMER, D. Does trade cause growth? **American Economic Review**, v. 89(3): 379-399, 1999.
- GREEN, F., DICKERSON, A., ARBACHE, J. S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**, v. 29(11):1923-1939, 2001.
- HARRISON, A.; MCLAREN, J.; MCMILLAN, M. Recent perspectives on trade and inequality. **Annual Review of Economics**, v.3: 261-189, 2011.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Editora da USP, 1998.
- HOFFMANN, R. Queda recente da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente muito ricos em 2005. In: BARROS, R. P; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro IPEA, v.1, p. 93-105, 2007.
- KRISHNA, P.; SETHUPAHTY, G. **Trade and Inequality in India**. NBER working paper nº 17257, 2011.
- MENEZES-FILHO, N. A.; GONZAGA, G.; TERRA, M. C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. **Journal of International Economics**, v. 68(2): 345-367, 2006.
- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JR., M. Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3: p. 569-603, jul./set. 2003.
- MESCHI, E.; VIVARELLI, M. Trade and income inequality in developing countries. **World Development**, v. 37 (2): 287-302, 2009.
- NISSANKE, M; THORBECKE, E. [Globalization, Inequality and Poverty in Latin America](#). **World Development**, 38 (6): 797-802, 2010.
- PNUD (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento). **Relatório de Desenvolvimento Humano 2010, a verdadeira riqueza das nações: vias para o desenvolvimento humano**. Nova York: PNUD. 2010.
- REUVENI, R.; LI, Q. Economic openness, democracy, and income inequality: an empirical analysis. **Comparative Political Studies**, v. 36 (5): 575-601, 2003.
- RIBEIRO, E. P.; SILVA-JÚNIOR, G. G.; JACINTO, P. A. Avaliando explicações alternativas sobre o aumento da demanda por trabalho qualificado na indústria no Brasil, 1997-2003. In: Coelho, D. S. C.; Gusso, D. A. (Org.). **Impactos tecnológicos sobre a demanda por trabalho no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011.
- RODRÍGUEZ, F.; RODRIK, D. Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. In: BERNANKE, B.; ROGOFF, K. (Ed.)

NBER Macroeconomics annual, Cambridge: The MIT Press, 2000.

RODRÍGUEZ-POSE, A. Trade and regional inequality. **Economic Geograph**, v. 88(2): 109-136, 2012.

RODRÍGUEZ-POSE, A.; GILL, N. How does trade affect regional disparities? **World Development**, v. 34 (7): 1201-1222, 2006.

SAVVIDES, A. Trade policy and income inequality: new evidence. **Economics Letters**, v. 61: 365-372, 1998.

SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. *Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Qual o Papel das Amenidades?* In: IX ANPEC Nordeste, 2004, Fortaleza. Anais do IX Encontro Regional de Economia - Anpec Nordeste, 2004.

WORLD BANK. *Data*. Washington: World Bank. Disponível em <http://data.worldbank.org/>. Acesso em 10.06.2012.

ZHUAG, X.; ZHUANG, K. H. How does globalization affect regional inequality within a developing country? Evidence from China. **Journal of Development Studies**, v. 39 (4): 47-67, 2003.

ANEXO 1—Tabela 3 - Abertura comercial e desigualdade de renda. Variável dependente: coeficiente de Theil

Variáveis	Indicador de abertura								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		$(X+M)/PIB$			$xind$				$xbasic$
<i>theil_{t-1}</i>	0,180*** (0,100)	0,269* (0,101)	0,241* (0,0909)	0,211 (0,133)	0,232*** (0,136)	0,213*** (0,127)	0,146*** (0,0831)	0,125*** (0,0702)	0,118 (0,0741)
<i>h</i>	-0,0798* (0,0165)	-0,0605* (0,0182)	-0,0581* (0,0187)	-0,0863* (0,0169)	-0,0827* (0,0179)	-0,0768* (0,0186)	-0,0851* (0,0132)	-0,0870* (0,0135)	-0,0904* (0,0135)
<i>ac</i>	-0,0118* (0,0071)	-0,0083 (0,00675)	-0,00346 (0,00800)	-0,0133** (0,00659)	-0,0134** (0,00646)	-0,012*** (0,0066)	-0,008*** (0,00442)	-0,009*** (0,00469)	-0,0107** (0,00513)
<i>pibagro</i>	-0,0114 (0,0319)	-0,00656 (0,0317)	0,000876 (0,0266)	-0,0296 (0,0271)	-0,0323 (0,0245)	-0,0174 (0,0219)	-0,00542 (0,0285)	0,00379 (0,0329)	-0,00600 (0,0285)
<i>pibind</i>	0,0785 (0,0577)	0,0656 (0,0709)	0,0993 (0,0786)	0,0399 (0,0570)	0,0375 (0,0579)	0,0779 (0,0604)	0,0489 (0,0478)	0,0437 (0,0617)	0,0153 (0,0445)
<i>pibserv</i>	0,0840 (0,152)	0,102 (0,184)	0,232 (0,204)	0,0265 (0,127)	0,0256 (0,130)	0,156 (0,152)	0,0632 (0,108)	0,0724 (0,151)	-0,0170 (0,107)
<i>ac' pibagro</i>			0,0236*** (0,0134)			-0,0172*** (0,0101)			0,00319 (0,00923)
<i>ac' pibind</i>		0,00808 (0,0153)			0,0148 (0,0115)			0,00987 (0,0241)	
<i>ac' pibserv</i>		-0,0440 (0,0381)		-0,0477 (0,0291)			-0,0292 (0,0434)		
Constante	0,452 (0,948)	0,215 (1,106)	-0,435 (1,194)	0,846 (0,852)	0,827 (0,852)	0,121 (0,939)	0,641 (0,635)	0,633 (0,873)	1,125*** (0,640)
AR(2)	0,53	0,76	0,74	0,50	0,55	0,56	0,53	0,50	0,48
Sargan test	0,11	0,46	0,55	0,91	0,92	0,94	0,07	0,36	0,35
Dummy tempo	Sim	sim	sim	Sim	Sim	sim	sim	sim	Sim
n° de instrumentos	106	87	87	99	99	99	100	90	90
N	260	260	260	281	281	281	245	245	245

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: (°) indica nível de significância de 1%; (**) indica nível de significância de 5% e, (***) indica nível de significância inferior a 10%, (ns) não-significante^{b)} os valores entre parênteses são os erros padrão robusto; ^{b)} Os valores reportados em AR(2) são os *p-values* dos testes de autocorrelação dos erros segunda ordem. Exceto as variáveis *theil* e *h*, todas estão em ln.